

通貨切り下げ政策による貿易収支の改善

横 溝 えりか

要 旨

国際経済学においては、異時点間のあるいは通時的な予算制約条件に注目するときに、将来の経常収支黒字の和が、現在の対外債務と等しくなることが知られている。本稿ではタイ、インドネシア、マレーシア、フィリピン、韓国の5か国について、この予算制約条件を満たす為替政策の有効性を検討した。はじめに貿易収支、輸出入価格数量指数と対米ドル・対円名目為替レートのデータを利用して最小二乗法により、次に同時方程式モデルを2段階最小二乗法により推定することで各国のアメリカ向け主要輸出財の価格弾力性を推計し、各国通貨の減価と貿易収支の変化との関係を検討した。その結果、次のような関係が確認された——タイ・バーツの日本円に対する減価はタイの貿易収支の改善につながる、インドネシアと韓国では現地通貨の米ドルと円に対する減価は同国の貿易収支の改善につながる、フィリピン・ペソの円に対する減価はフィリピンの貿易収支の悪化につながる。またタイについては、バーツの米ドルに対する減価が貿易収支を悪化させる可能性が高いという結果が得られた。

キーワード：貿易収支、減価、切り下げ、対外債務、持続可能性、価格弾力性

Improvement of Trade Balance Through Devaluation

Erika YOKOMIZO

Abstract

In order to fill the intertemporal budget constraint, the amount of future current account surplus needs to be at least as much as the present external debt. This paper examines the validity of exchange rate policy for filling the intertemporal budget constraints in five countries: Thailand, Indonesia, Malaysia, Philippines and Korea. The OLS method was employed to investigate the key relationships between trade balance, export-import price and quantity indexes and nominal exchange rate. A relation was found between the depreciation of the Thai baht against the Japanese yen, of the Indonesian rupiah and the Korean won against the US dollar and the Japanese yen, and the improvement of trade balance in the above countries. It was also found that the depreciation of the Philippine peso against the Japanese yen worsened the Philippine trade balance. Next, the 2SLS method was applied to a simultaneous equation model to estimate the price elasticity of main export goods to the United States. It was found that the depreciation of the Thai baht against the US Dollar can aggravate the Thai trade balance.

Key words: Trade Balance; Depreciation; Devaluation; External Debt; Sustainability; Price Elasticity

1. はじめに

債務の不履行宣言、いわゆるデフォルトが発生したことが、これまでに度々あった。最近ではアルゼンチン、その他には、ロシア、メキシコを挙げることができる。その債権者には、金融機関のほか、企業や個人等の一般投資家も含まれていた。それは、ひとたびデフォルトが発生する

と、その影響を直接受ける範囲の広がりという意味している。債務者側には、デフォルトを起こさないような、言い換えれば、債務が持続可能となるような、政策を実施する必要がある。

以下で説明するが、対外債務が持続可能であるためには、将来のネットの経常収支黒字が、現在の対外債務以上であることが必要となる。本稿では、タイ、インドネシア、マレーシア、フィリピン、韓国の5か国について、対外債務を持続可能にするために、将来のネットの経常収支黒字を大きくするにあたり、為替政策は有効であるか否かを検討する。

ところで、対外資産から対外債務を差し引いた対外純資産 B の定義式は次のようになる。

$$(1) \quad CA_t = B_{t+1} - B_t,$$

B_t は、 $t-1$ 期末および t 期首における対外純資産を表している。そのため、 $B_t < 0$ は対外純債務を表している。経常収支が黒字の場合、すなわち $CA_t > 0$ の場合、当該国は資金の貸し手となる。よって、当該国の対外純資産は増加する。 $B_{t+1} - B_t > 0$ は、当該国の対外純資産が増加したことを示している。反対に、経常収支が赤字の場合、すなわち $CA_t < 0$ の場合、当該国は資金の借り手となる。よって、当該国の対外純資産は減少する。 $B_{t+1} - B_t < 0$ は、当該国の対外純資産が減少したことを示している。(1)式を一期間進めて、 B_{t+1} を消去すると、次のようになる。

$$CA_t + CA_{t+1} = B_{t+2} - B_t.$$

この手順を繰り返すことにより、 T 期間にわたる異時点間の予算制約が導出される。

$$(2) \quad B_0 = -\sum_{t=0}^T CA_t + B_{T+1}.$$

そして、異時点間の予算制約を満たすためには、 T 期末の対外純資産がゼロ以上でなくてはならない。

$$(3) \quad B_{T+1} \geq 0.$$

(3)式を、(2)式に代入すると、次式が導出される。

$$(4) \quad B_0 = -\sum_{t=0}^T CA_t.$$

(4)式は、0期首に対外純債務 ($= B_0 < 0$)がある場合、異時点間の予算制約を満たすためには、0期から T 期までのネットの経常収支黒字が、0期首の対外債務と、少なくとも等しくてはならないことを示している。対外債務を返済可能にするためには、経常収支黒字を大きくする必要がある。

経常収支を改善する方法の一つに、為替政策が挙げられる。各国通貨の切り下げあるいは減価があった場合、輸出元での財価格が変化しなければ、切り下げ国の輸出先での価格は低下し、輸入価格は上昇することになる。輸出数量は増加し、輸入数量は減少すると考えられる。そして、

貿易収支は、輸出入財の価格弾力性が高ければ、改善することになる。本稿では、タイ、インドネシア、マレーシア、フィリピン、韓国の5か国における、対外債務を持続可能にするための、為替政策の有効性を検討する。

2. 先行研究

通貨の減価が経常収支（あるいは貿易収支）を改善するか否かについて、マクロ経済データを用いて検証した先行研究を、ここで紹介する。Zhang（1996）では、中国元と中国の貿易収支との関係を検証している。Zhangによれば、中国の元表示の貿易収支およびその構成要素（輸出入財の単位価格および数量）における変化は、中国元の為替レート変化の原因となっていた。しかし、為替レートの変化が貿易収支の変化の原因となっていることを示す証拠は得られなかった。したがって、為替レートは貿易収支の変化に適応して変化することが支持され、中国の貿易収支にはJカーブの存在が支持されない結果となった。

Leonard and Stockman（2001）では、Jカーブの実証分析を行っている。18か国の実質為替レートが少なくとも5四半期間減価すると、当該国の経常収支赤字は通常時より、初めは大きくなる。しかしその後、ラグを伴って黒字に転じる。理論モデルでは、外国の需要増加が当該国のGDPを増加させるはずであるが、Leonard and Stockmanの検証では、経常収支黒字は、外国と比較した当該国GDPの減少に関連しているという結果が得られている。したがってLeonard and Stockmanによれば、Jカーブの存在はデータでは支持されるものの、実質為替レートの減価が輸出を増加させることで、GDPを増加させるという説明は支持されないことになる。

これらの先行研究のなかで、本稿ではZhangの手法を用いて、前述の各国通貨について、為替レートと貿易収支との関連を検証する。

3. 各国の対外債務と経常収支

はじめに、各国の対外債務と経常収支を概観する。図1aは、タイの対外債務である。1970年以降、1996年に1,130億ドルで最大となるまで、対外債務は増加し続けた。図1bは、タイの経常収支および貿易収支である。経常収支は、1997年まで、1986年を除き、一貫して赤字であった。タイでは、経常収支赤字が続き、対外債務が増加していたことが、図から読み取れる。これら経常収支赤字の大半を占めていたのが、貿易収支赤字であった。

インドネシアでも、対外債務は1970年以降、1998年と1999年に1,510億ドルで最大となるまで、増加し続けた。経常収支は1997年まで、赤字が続いた。マレーシアでは、1980年から1985年までの経常収支赤字に対応して、1987年には対外債務が228億ドルとなり、また、1990年から1997年までの経常収支赤字に対応して、1997年には対外債務が472億ドルと最大になった。フィリピンでは、1997年まで、1986年を除き、経常収支は一貫して赤字であった。対外債務も、1999年に530億ドルと最大になるまで、増加傾向にあった。なお紙面の都合上、インドネシア、マ

図1 a タイの対外債務

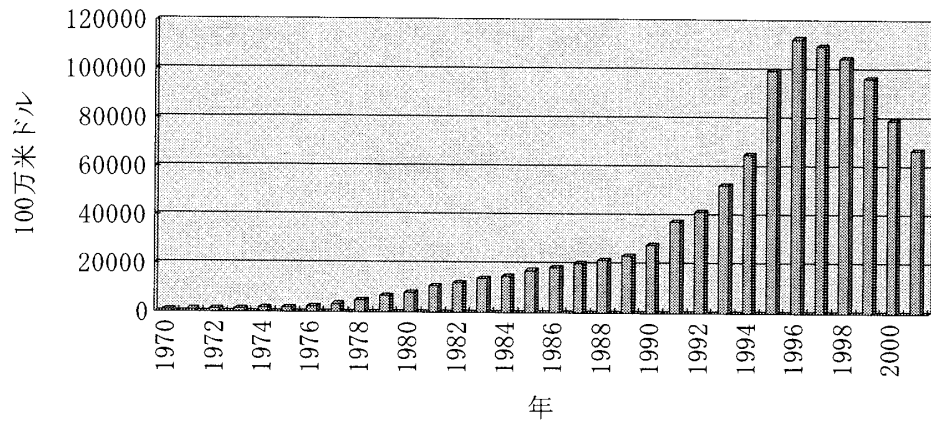
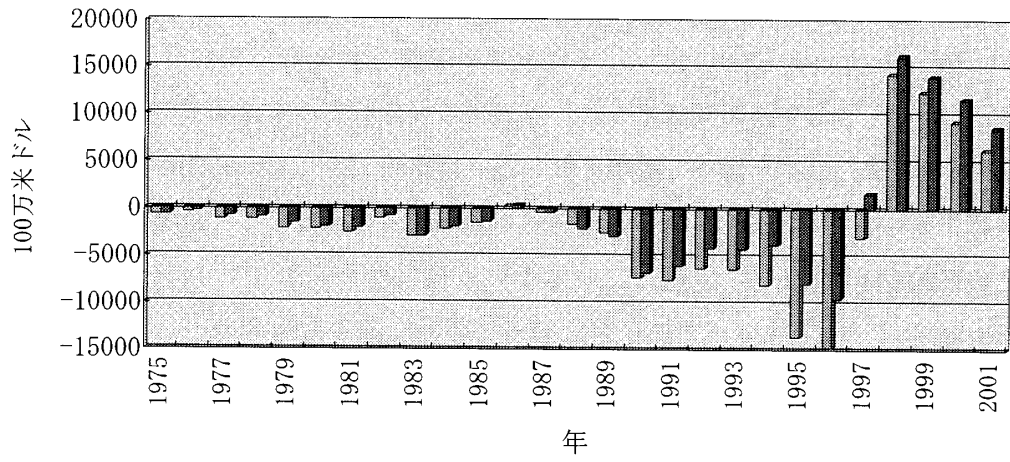


図1 b タイの経常収支および貿易収支



■ 経常収支 ■ 貿易収支

図2 a 韓国の対外債務

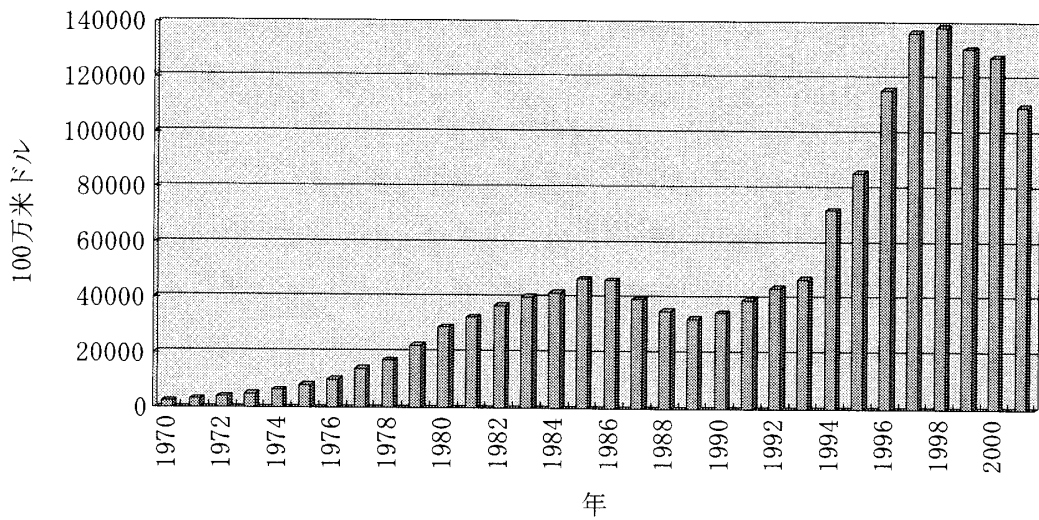
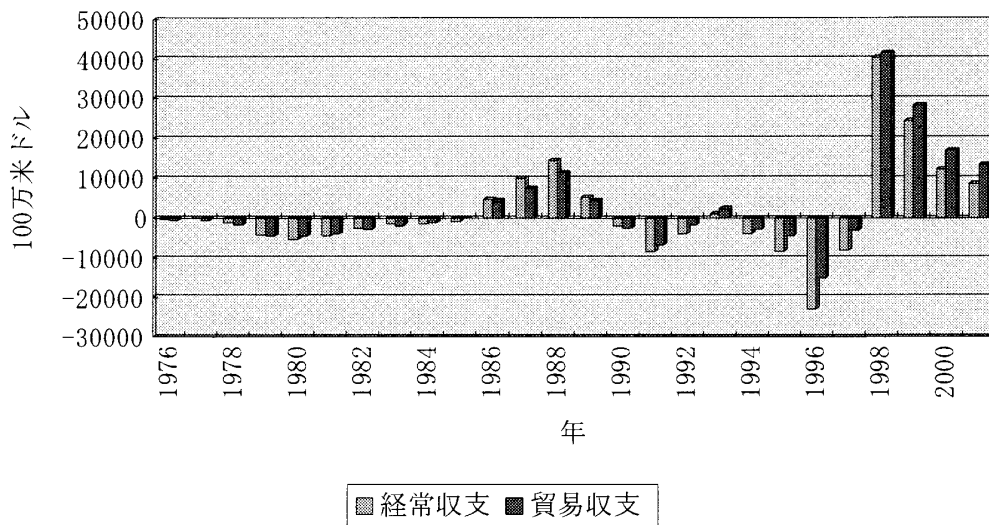


図 2 b 韓国の経常収支および貿易収支



レーシア、フィリピンの対外債務、そして経常収支および貿易収支の図は省略した。

同様に、韓国の対外債務を見ると、図 2a より、1985年まで増加傾向にあったが、その後、減少傾向に転じ、再び、1989年を境に、1998年に1,390億ドルになるまで、増加傾向にあった。他方、図 2b の経常収支を見ると、1997年まで、1986年から1989年までと1993年を除き、赤字となっていた。韓国でも、経常収支赤字に対外債務の増加が、それに加えて経常収支黒字に対外債務の減少が、対応していたことがわかる。経常収支赤字あるいは黒字の大半を占めていたのが、貿易収支赤字あるいは黒字であった。

4. 実証分析

将来のネットの経常収支黒字は、少なくとも現在の対外債務と同じ大きさにならなければ、対外債務は持続可能ではないと考えられる。経常収支を改善する方法の1つに、為替政策が挙げられる。自国通貨が減価すると、あるいは自国通貨を切下げると、輸入財の価格は上昇し、輸出財の価格は外国で低下する。輸出入財の価格弾力性が高ければ、貿易収支は改善する。本節では、各国通貨の対米ドルおよび対円名目為替レートの変化と各国貿易収支、そして輸出入数量、輸出入価格の変化との関連の有無を検証し、対外債務を持続可能にするために、東アジア5か国では為替政策が有効か否かを検証する。

4.1 データ

分析対象国はタイ、インドネシア、マレーシア、フィリピン、韓国の5か国である。検証期間は、データを入手できる期間が異なっていることから、各国で異なっている。これには、データ数をできる限り多く確保したいという理由がある。タイでは、1965年1月から2002年2月まで、インドネシアでは、1970年1月から2001年3月まで、マレーシアでは、1965年1月から2001年3

月まで、フィリピンでは、1957年1月から2001年2月まで、韓国では1971年1月から2002年2月までの、それぞれ月次データを用いる。データの出所はIMFの *International Financial Statistics* CD-ROM 版である。また、検証で用いる変数は以下のとおりになる。

TB: 貿易収支 (米ドル表示)

PX: 輸出価格 (指数) (1995年を100とする)

PI: 輸入価格 (指数) (1995年を100とする)

BX: 輸出数量 (指数) (1995年を100とする)

BI: 輸入数量 (指数) (1995年を100とする)

NEX: 各国通貨の対米ドル名目為替レート (各国通貨表示・月間平均値)

JNEX: 各国通貨の対円名目為替レート (クロスレート・各国通貨表示・月間平均値)

4.2 単位根検定

まず始めに、分析に用いるデータの時系列特性を調べる必要がある。そこで各国の各変数について、ADF 検定を実施した。拡張項の次数はゼロから初めて、その都度、残差項の系列相関の検定を行った。系列相関があると判断された場合には、系列相関がなくなるまで拡張項の次数を増加させた。その結果は以下の表1～5のとおりである。

タイでは、対米ドル名目為替レート (*NEX*) について、ラグを2期分とると、残差項に系列相関がなくなった。表1に挙げたとおり、対米ドル名目為替レートについて ADF 検定を行った結果、*NEX* の係数は -0.016632 、係数の t 値は -1.80773 となり、対米ドル名目為替レートに単位根は存在するという帰無仮説を棄却することはできなかった⁽¹⁾。同様に、タイでは、輸出価格 (*PX*) を除くすべての系列において単位根の存在が確認された。しかしすべての系列について一階の階差を取ると、定常性が得られた。ふたたび、対米ドル名目為替レートを例にとると、対米ドル名目為替レートの一階の階差を取ると、 ΔNEX の係数は -0.741088 、係数の t 値は -16.10864 となり、単位根は存在するという帰無仮説を棄却することができた。

インドネシアでは、輸入数量 (*BI*)、輸入価格 (*PI*) のデータが入手できなかった。その他については、輸出数量 (*BX*) を除くすべての系列において、単位根の存在が確認された。しかし、すべての系列について一階の階差を取ると定常性が得られた (表2参照)。

マレーシアでも、輸出入数量 (*BX*) (*BI*)、輸出入価格 (*PX*) (*PI*) のデータが入手できなかった。その他についてはすべての系列において、単位根の存在が確認された。しかし、すべての系列について階差を取ると定常性が得られた (表3参照)。

フィリピンについては貿易収支 (*TB*)、輸出価格 (*PX*)、輸入価格 (*PI*) において、定常性が確認された。その他の系列については、一階の階差を取ると、定常性が得られた (表4参照)。

韓国については対円名目為替レート (*JNEX*)、貿易収支 (*TB*)、輸出数量 (*BX*)、輸入数量

表1 タイ ADF 検定結果(1965M01-2002M02)

変数	ラグ	レベル	ラグ	一階の階差
<i>NEX</i>	2	-0.016632(-1.80773)	0	-0.741088(-16.10864)**
<i>JNEX</i>	2	-0.02395(-2.693361)	0	-0.684254(-15.13555)**
<i>TB</i>	1	-0.054093(-2.729021)	2	-1.76721(-14.1232)**
<i>BX</i>	1	-0.012785(-1.254913)	1	-1.84450(-22.87055)**
<i>BI</i>	1	-0.025028(-1.897760)	0	-1.57075(-39.75200)**
<i>PX</i>	1	-0.052727(-3.884496)*	0	-0.808665(-17.13448)**
<i>PI</i>	1	-0.022808(-2.400339)	0	-0.787712(-16.73874)**

(注) 括弧内は *t* 値である。*は 5 %水準で有意、**は 1 %水準で有意を意味している。

表2 インドネシア ADF 検定結果(1970M01-2001M03)

変数	ラグ	レベル	ラグ	一階の階差
<i>NEX</i>	2	-0.023688(-1.85239)	0	-0.799695(-15.6774)**
<i>JNEX</i>	2	-0.013115(-1.14377)	0	-0.884116(-17.1218)**
<i>TB</i>	1	-0.112346(-3.291550)	1	-1.93298(-22.4554)**
<i>BX</i>	1	-0.225919(-5.00073)**	0	-1.58140(-35.4302)**
<i>PX</i>	1	-0.024043(-1.89622)	0	-1.18563(-22.1145)**

(注) 括弧内は *t* 値である。**は 1 %水準で有意を意味している。

表3 マレーシア ADF 検定結果(1965M01-2001M03)

変数	ラグ	レベル	ラグ	一階の階差
<i>NEX</i>	2	-0.787318E-02(-1.136873)	0	-0.850452(-17.83556)**
<i>JNEX</i>	1	-0.016740(-2.218598)	0	-0.816039(-17.07931)**
<i>TB</i>	1	-0.084339(-3.396157)	1	-2.00735(-25.66422)**

(注) 括弧内は *t* 値である。**は 1 %水準で有意を意味している。

表4 フィリピン ADF 検定結果(1957M01-2001M02, ただし *BX*, *BI*, *PX*, *PI* については 1998M01-2001M02)

変数	ラグ	レベル	ラグ	一階の階差
<i>NEX</i>	3	-0.208797E-02(-0.4929856)	0	-0.706933(-17.13406)**
<i>JNEX</i>	4	-0.485014E-02(-1.190275)	0	-0.644492(-15.97424)**
<i>TB</i>	1	-0.336014(-8.59446)**	1	-1.90680(-29.1450)**
<i>BX</i>	0	-0.454129(-2.882831)	0	-1.22715(-7.284878)**
<i>BI</i>	0	-0.059579(-0.4845580)	1	-1.19512(-4.308102)**
<i>PX</i>	0	-0.525077(-3.836404)*	0	-1.37708(-8.954547)**
<i>PI</i>	0	-0.664117(-4.092374)*	0	-1.35640(-8.868908)**

(注) 括弧内は *t* 値である。*は 5 %水準で有意、**は 1 %水準で有意を意味している。

(*BI*), 輸出価格 (*PX*) において, 定常性が確認された。その他の系列については, 一階の階差を取ると, 定常性が得られた (表 5 参照)。

表 5 韓国 ADF 検定結果 (1971M01-2002M02, ただし *BX*, *BI* については 1990M01-2001M11)

変数	ラグ	レベル	ラグ	一階の階差
<i>NEX</i>	3	-0.029354 (-2.759959)	3	-0.738079 (-10.26160)**
<i>JNEX</i>	2	-0.051538 (-3.711238)*	1	-0.732283 (-14.57965)**
<i>TB</i>	1	-0.137415 (-4.380823)**	1	-1.80226 (-21.70150)**
<i>BX</i>	1	-0.270323 (-3.993443)*	0	-1.32341 (-16.30681)**
<i>BI</i>	0	-0.227125 (-4.233657)**	0	-1.31660 (-16.26411)**
<i>PX</i>	2	-0.053964 (-3.60683)*	1	-0.739146 (-14.11678)**
<i>PI</i>	2	-0.032865 (-3.006583)	1	-0.682814 (-13.28018)**

(注) 括弧内は *t* 値である。*は 5 %水準で有意, **は 1 %水準で有意を意味している。

4.3 最小二乗法による回帰分析

単位根検定を実施した結果, 各国において, 各変数の一階の階差は定常となることが判明した。そこで, 各国の貿易収支およびその構成要素 (輸出入価格および数量) の一階の階差を, 各国通貨の対米ドルおよび対円名目為替レートの一階の階差に回帰し, 両変数の関係の有無を検証する。各変数について期待される係数の符合は, 次のとおりである。ドル表示貿易収支の階差はプラス, 輸出数量の階差もプラス, 輸入数量の階差はマイナス, 輸入価格の階差はプラスである。また輸出価格の階差を従属変数にとったとき, 期待される係数はゼロである。

4.3.1 タイ

タイの結果は, 表 6 に挙げてある。貿易収支の階差 (ΔTB) を, 対米ドル名目為替レートの階差 (ΔNEX) に回帰したところ, 係数は有意ではなかった。しかし, 輸入価格の階差 (ΔPI) をパーツの対米ドル名目為替レートの階差 (ΔNEX) に回帰したところ, その係数が 3.61273 となり, 1 %水準で有意となる。また, 輸出価格の階差 (ΔPX) を, パーツの対米ドル名目為替レートの階差 (ΔNEX) に回帰したところ, その係数が 3.51233 となり, 1 %水準で有意となる。したがって, 輸出価格は一定ではなく, パーツの減価とともに上昇していたことが明らかになった。他方, 輸出数量の階差 (ΔBX) および輸入数量の階差 (ΔBI) を, パーツの対米ドル名目為替レートの階差に回帰したところ, ともに係数は有意でなかった。以上より, パーツが名目値で米ドルに対して減価 (増価) していたとき, 輸入価格は上昇 (低下) していたものの, 輸入数量は減少 (増加) したとはいえないことが明らかになった。また輸出価格は一定ではなく, パーツが名目値で米ドルに対して減価 (増価) していたとき, 輸出価格は上昇 (低下) していた

ことも明らかになった。これらの結果は、パーツが名目値で米ドルに対して減価（増価）しても、貿易収支は改善（悪化）したとはいえないという結果と整合的である。

次に、同様の分析をパーツの対円名目為替レートの階差（ $\Delta JNEX$ ）について実施した。貿易収支の改善（悪化）、輸入数量の減少（増加）、および輸出価格・輸入価格の上昇（低下）は、パーツの対円名目為替レートの減価（増価）と関係があることが明らかになった（表7参照）。パーツが名目値で円に対して減価（増価）していたとき、輸入価格は上昇（低下）し、輸入数量は減少（増加）していた。しかし同時に、輸出価格も上昇（低下）していた。

以上より、タイでは、為替政策は部分的に有効であると考えられる。その理由として、パーツが円に対して減価（増価）したとき、タイでの輸入価格は、同時に上昇（低下）し、輸入数量は同時に減少（増加）していたこと、そしてパーツの円に対する減価（増価）と貿易収支の改善

表6 タイ (1965M01-2002M02) (一階の階差) (対米ドル)

Y_t	X_t	定数項	時間の係数	X_t の係数	自由度修正済 R^2
ΔTB	ΔNEX	$-0.423324E-02$ (-0.188243)	$0.212648E-04$ (0.243689)	0.011394 (0.830658)	$-0.275287E-02$
ΔBX	ΔNEX	-0.169510 (-0.383865)	$0.212982E-02$ (1.23351)	-0.400013 (-1.48375)	$0.346472E-02$
ΔBI	ΔNEX	0.105067 (0.240413)	$0.985627E-04$ (0.057844)	-0.366254 (-1.37314)	$-0.260126E-03$
ΔPX	ΔNEX	0.315635 (2.02209)*	$-0.112527E-02$ (-1.85098)#	3.51233 (36.8715)**	0.756561
ΔPI	ΔNEX	0.133525 (0.870418)	$0.136812E-03$ (0.228993)	3.61273 (38.5906)**	0.773943

(注) 括弧内は t 値である。#は10%水準で有意、*は5%水準で有意、**は1%水準で有意を意味している。

表7 タイ (1965M01-2002M02) (一階の階差) (対円)

Y_t	X_t	定数項	時間の係数	X_t の係数	自由度修正済 R^2
ΔTB	$\Delta JNEX$	$-0.483509E-02$ (-0.215606)	$0.195913E-04$ (0.225347)	2.57845 (1.67349)#	$0.200518E-02$
ΔBX	$\Delta JNEX$	-0.150303 (-0.339687)	$0.197633E-02$ (1.14361)	-11.9131 (-0.387926)	$-0.136555E-02$
ΔBI	$\Delta JNEX$	0.123999 (0.284181)	$0.585690E-04$ (0.034467)	-51.3559 (-1.70314)#	$0.207472E-02$
ΔPX	$\Delta JNEX$	0.140332 (0.585967)	$-0.253062E-03$ (-0.271642)	298.822 (18.0751)**	0.426484
ΔPI	$\Delta JNEX$	-0.047343 (-0.205679)	$0.990658E-03$ (1.10639)	325.235 (20.4681)**	0.490615

(注) 括弧内は t 値である。#は10%水準で有意、*は5%水準で有意、**は1%水準で有意を意味している。

(悪化)との関係が認められたことが挙げられる。しかし、パーツの米ドルに対する減価(増価)と貿易収支の改善(悪化)との関係は認められなかった。

4.3.2 インドネシア

インドネシアの貿易収支の階差を、ルピアの対米ドル名目為替レートに回帰したところ、その係数は0.086116となり、5%水準で有意であった(表8を参照)。そして、輸出価格の階差をルピアの対米ドル名目為替レートに回帰したところ、その係数は-0.00177318となり、10%水準で有意であったが、輸出数量の階差と名目為替レートの階差との関係は有意でなかった。ルピアが米ドルに対して減価(増価)していたときに、貿易収支も改善(悪化)していたことが明らかになったものの、それは輸出数量の増加(減少)からは説明できないことがわかった。

次に、インドネシアの貿易収支の階差を、ルピアの対円名目為替レートの階差に回帰したところ、その係数は9.24631となり、10%水準で有意であった(表9を参照)。しかし、輸出数量の階差および輸出価格の階差を、ルピアの対円名目為替レートの階差に回帰したところ、それらの係数はともに有意ではなかった。以上より、ルピアが円に対して減価(増価)していたときに、貿易収支も改善(悪化)していたことが明らかになったものの、それは輸出数量の増加(減少)からは説明できないことがわかった。

表8 インドネシア (1970M01-2001M03) (一階の階差) (対米ドル)

Y_t	X_t	定数項	時間の係数	X_t の係数	自由度修正済 R^2
ΔTB	ΔNEX	-1.98287 (-0.062803)	0.035483 (0.238801)	0.086116 (2.29195)*	0.916555E-02
ΔBX	ΔNEX	0.055045 (0.031207)	0.226506E-02 (0.263369)	0.438862E-03 (0.208419)	-0.549135E-02
ΔPX	ΔNEX	0.780498 (0.902873)	-0.319908E-02 (-0.770663)	-0.177318E-02 (-1.71996)#	0.497213E-02

(注) 括弧内は t 値である。#は10%水準で有意、*は5%水準で有意を意味している。

表9 インドネシア (1970M01-2001M03) (一階の階差) (対円)

Y_t	X_t	定数項	時間の係数	X_t の係数	自由度修正済 R^2
ΔTB	$\Delta JNEX$	-1.84564 (-0.058291)	0.034751 (0.233046)	9.24631 (1.81364)#	0.385351E-02
ΔBX	$\Delta JNEX$	0.030490 (0.017279)	0.252619E-02 (0.293285)	-0.049187 (-0.171009)	-0.553308E-02
ΔPX	$\Delta JNEX$	0.769454 (0.889353)	-0.309801E-02 (-0.744813)	-0.227885 (-1.61774)	0.400665E-02

(注) 括弧内は t 値である。#は10%水準で有意を意味している。

4.3.3 マレーシア

マレーシアの貿易収支の階差を、リングの対米ドル名目為替レートの階差に回帰したところ、その係数は有意でなかった（表10参照）。また、リングの対円名目為替レートの階差に回帰したところ、その係数も有意ではなかった（表11参照）。以上より、マレーシアでは、通貨リングの米ドルに対する減価（増価）、あるいは円に対する減価（増価）と貿易収支の改善（悪化）との関係は認められず、為替政策は有効でないと考えられる。

表10 マレーシア (1965M01-2001M03) (一階の階差) (対米ドル)

Y_t	X_t	定数項	時間の係数	X_t の係数	自由度修正済 R^2
ΔTB	ΔNEX	-2.39679 (-0.111040)	0.022341 (0.260190)	31.9406 (0.186877)	-0.437890E-02

(注) 括弧内は t 値である。

表11 マレーシア (1965M01-2001M03) (一階の階差) (対円)

Y_t	X_t	定数項	時間の係数	X_t の係数	自由度修正済 R^2
ΔTB	$\Delta JNEX$	-2.44348 (-0.113542)	0.018631 (0.217623)	17302.3 (0.942365)	-0.239491E-02

(注) 括弧内は t 値である。

4.3.4 フィリピン

フィリピンの貿易収支の階差を、通貨フィリピン・ペソの対米ドル名目為替レートの階差に回帰したところ、その係数は有意でなかった（表12参照）。また、輸出入数量の階差および輸出入価格の階差を、対米ドル名目為替レートの階差に回帰したところ、いずれの場合も係数は有意でなかった（表13参照）。

同様に、フィリピンの貿易収支の階差を、フィリピン・ペソの対円名目為替レートの階差に回帰したところ、その係数-7174.89は1%水準で有意となった（表14参照）。係数が負であることから、フィリピン・ペソの対円名目為替レートが減価（増価）したとき、貿易収支はかえって悪化（改善）していたことが明らかになった。また、輸出入数量の階差および輸出入価格の階差を、対円名目為替レートの階差に回帰したところ、フィリピン・ペソが円に対して減価（増価）したとき、輸入価格は、同時に上昇（低下）していたことが明らかになった（表15参照）。しかし、輸入数量の階差と対円名目為替レートの階差との関係は、有意でなかった。以上より、フィリピンでは、通貨フィリピン・ペソの円に対する減価（増価）と貿易収支の悪化（改善）との関係が認められるため、為替政策は有効ではないばかりか、かえって好ましくないと考えられる。フィリピン・ペソが円に対して減価（増価）したとき、貿易収支が悪化（改善）した理由として、フィリピン・ペソが円に対して減価（増価）したとき、フィリピンの輸入価格は、同時に上

昇（低下）していたが、減価（増価）と輸入数量の減少（増加）との関係は認められなかったことが挙げられる。

表12 フィリピン (1957M01-2001M02) (対米ドル)

Y_t	X_t	定数項	時間の係数	X_t の係数	自由度修正済 R^2
ΔTB	ΔNEX	-3.85141 (-0.126708)	0.023348 (0.238621)	-20.8564 (-0.735545)	-0.267544E-02

(注) 括弧内は t 値である。

表13 フィリピン (1998M01-2001M02) (対米ドル)

Y_t	X_t	定数項	時間の係数	X_t の係数	自由度修正済 R^2
ΔBX	ΔNEX	50.6460 (0.512948)	-0.097680 (-0.511086)	0.622929 (0.263122)	-0.038780
ΔBI	ΔNEX	1.53716 (0.023632)	-0.354963E-02 (-0.028108)	1.37589 (0.968972)	-0.023942
ΔPX	ΔNEX	15.4737 (0.375831)	-0.029074 (-0.364809)	-0.743738 (-0.753369)	-0.024969
ΔPI	ΔNEX	3.06318 (0.099688)	-0.665751E-02 (-0.111928)	0.306888 (0.416524)	-0.041344

(注) 括弧内は t 値である。

表14 フィリピン (1957M01-2001M02) (対円)

Y_t	X_t	定数項	時間の係数	X_t の係数	自由度修正済 R^2
ΔTB	$\Delta JNEX$	-5.31957 (-0.176254)	0.040233 (0.416134)	-7174.89 (-2.78760)**	0.010607

(注) 括弧内は t 値である。**は 1 %水準で有意を意味している。

表15 フィリピン (1998M01-2001M02) (対円)

Y_t	X_t	定数項	時間の係数	X_t の係数	自由度修正済 R^2
ΔBX	$\Delta JNEX$	44.1166 (0.458990)	-0.084945 (-0.457104)	40.3903 (0.200808)	-0.039462
ΔBI	$\Delta JNEX$	-17.1589 (-0.270408)	0.033536 (0.272435)	-66.5134 (-0.533463)	-0.040170
ΔPX	$\Delta JNEX$	22.1846 (0.551365)	-0.042452 (-0.545710)	37.1415 (0.441111)	-0.033620
ΔPI	$\Delta JNEX$	-1.48897 (-0.052104)	0.186616E-02 (0.033776)	124.991 (2.09009)*	0.048972

(注) 括弧内は t 値である。*は 5 %水準で有意を意味している。

4.3.5 韓国

韓国の貿易収支の階差を、通貨ウォンの対米ドル名目為替レートの階差に回帰したところ、その係数は2.03960となり、5%水準で有意であった（表16参照）。さらに、輸出入価格の階差を対米ドル名目為替レートの階差に回帰したところ、係数はそれぞれ0.080602と0.069123となり、ともに1%水準で有意になった。他方、輸出入数量の階差を対米ドル名目為替レートの階差に回帰したところ、輸入数量の階差については、係数-0.048184は1%水準で有意となった（表17参照）。以上をまとめると、ウォンが米ドルに対して減価（増価）したとき、貿易収支は改善（悪化）していたことが明らかになった。その背景に、輸入価格の上昇（低下）と輸入数量の減少（増加）があった。しかし同時に、輸出価格は上昇（低下）しており、輸出数量は増加（減少）していなかった。

表16 韓国 (1971M01-2002M02) (対米ドル)

Y_t	X_t	定数項	時間の係数	X_t の係数	自由度修正済 R^2
ΔTB	ΔNEX	-5.14376 (-0.082222)	0.736831E-02 (0.025517)	2.03960 (2.05578)*	0.596277E-02
ΔPX	ΔNEX	0.291140 (2.01745)*	-0.132538E-02 (-1.98979)*	0.080602 (35.2183)**	0.769193
ΔPI	ΔNEX	0.291586 (1.78980)#	-0.792252E-03 (-1.05357)	0.069123 (26.7535)**	0.657441

(注) 括弧内は t 値である。#は10%水準で有意、*は5%水準で有意、**は1%水準で有意を意味している。

表17 韓国 (1990M01-2001M11) (対米ドル)

Y_t	X_t	定数項	時間の係数	X_t の係数	自由度修正済 R^2
ΔBX	ΔNEX	-1.86379 (-0.229297)	0.011295 (0.421391)	-0.021445 (-0.967663)	-0.643130E-02
ΔBI	ΔNEX	0.907650 (0.206049)	-0.101488E-03 (-0.698632E-02)	-0.048184 (-4.01188)**	0.090921

(注) 括弧内は t 値である。**は1%水準で有意を意味している。

次に、韓国の貿易収支の階差を、ウォンの対円名目為替レートの階差に回帰した。その結果、係数237.332は5%水準で有意となった（表18参照）。同様に、輸出入価格の階差を、対円名目為替レートの階差に回帰したところ、係数はそれぞれ8.09643と7.35325になり、いずれも1%水準で有意となった。また、輸入数量の階差を対円名目為替レートの階差に回帰したところ、係数-4.29849は1%水準で有意となった（表19参照）。以上をまとめると、ウォンが円に対して減価（増価）したとき、貿易収支は改善（悪化）していたことが明らかになった。その背景に、輸入価格の上昇（低下）と輸入数量の減少（増加）があった。しかし同時に、輸出価格は上昇（低下）しており、輸出数量は増加（減少）していなかった。

表18 韓国 (1971M01-2002M02) (対円)

Y_t	X_t	定数項	時間の係数	X_t の係数	自由度修正済 R^2
ΔTB	$\Delta JNEX$	-6.28795 (-0.100493)	0.012133 (0.042026)	237.332 (2.06471)*	0.606050E-02
ΔPX	$\Delta JNEX$	0.267970 (1.37135)	-0.108972E-02 (-1.20867)	8.09643 (22.5544)**	0.577019
ΔPI	$\Delta JNEX$	0.264670 (1.42247)	-0.605293E-03 (-0.705073)	7.35325 (21.5125)**	0.553390

(注) 括弧内は t 値である。*は 5 % 水準で有意, **は 1 % 水準で有意を意味している。

表19 韓国 (1990M01-2001M11) (対円)

Y_t	X_t	定数項	時間の係数	X_t の係数	自由度修正済 R^2
ΔBX	$\Delta JNEX$	-1.58680 (-0.194670)	0.010298 (0.383335)	-1.66459 (-0.631359)	-0.010314
ΔBI	$\Delta JNEX$	1.60404 (0.354973)	-0.251353E-02 (-0.168777)	-4.29849 (-2.94094)**	0.045075

(注) 括弧内は t 値である。**は 1 % 水準で有意を意味している。

5. アメリカ向け輸出財の価格弾力性

前節では、各国通貨が米ドルに対して減価したとき、タイと韓国では輸出価格もともに上昇する一方、フィリピンでは変化せず、インドネシアではともに低下するという結果が得られた。他方、輸出数量は変化しないという結果が得られた。そこで本節では、これらの結果を各国の輸出財の価格弾力性から説明することを試みる。

表20には、任意の2期間として、1995年および2000年における各国の輸出額を挙げてある。インドネシアを除き、各国輸出先の第1位はアメリカである。そこで、各国のアメリカ向け輸出財に焦点を絞り、価格弾力性を推計する。

表20 東アジア5か国の輸出額、アメリカ向け輸出額とその割合 (単位: 100万米ドル)

		タイ	インドネシア	マレーシア	フィリピン	韓国
1995年	総輸出額	57,201	45,428	73,724	17,371	131,312
	アメリカ向け輸出額	10,078	6,322	15,313	6,217	24,344
	全体に占めるアメリカ向け輸出の割合	17.6%	13.9%	20.8%	35.8%	18.5%
2000年	総輸出額	68,962	62,103	98,153	38,059	171,826
	アメリカ向け輸出額	14,706	8,489	20,162	11,406	37,806
	全体に占めるアメリカ向け輸出の割合	21.3%	13.7%	20.5%	30.0%	22.0%

(資料) IMF, *Direction of Trade Statistics* CD-ROM 版

1995年および2000年における、アメリカ向け輸出の上位3品目を、4桁HSコードを用いて挙げた。表21を見ると、1995年においてタイと韓国はHSコード8542で共通しているが、両国とインドネシアで共通する品目はない。前節の結果から、貿易収支改善のためには、タイおよび韓国の主要輸出品目の価格弾力性が1より小さく、インドネシアの主要輸出品目の価格弾力性は1よりも大きいことが期待される。他方、2000年になるとタイと韓国に共通する品目は、2品目（HSコード8471および8542）に増加する。しかし、HSコード8471については、インドネシアにも含まれている。

i 国からの、ある財への需要量の対数値 $\ln Q_i$ が、価格の対数値 $\ln P_i$ の関数として、

$$(5) \ln Q_i = \alpha_{11} + \alpha_{12} \ln P_i + u_{1i}$$

で表されとする。一方、供給量の対数値は、価格の対数値および i 国の1人あたりGDPの対数値 $\ln Y_i$ の関数として、

$$(6) \ln Q_i = \alpha_{21} + \alpha_{22} \ln P_i + \alpha_{23} \ln Y_i + u_{2i}$$

で表されとする。価格 P_i は需要量と供給量が一致する均衡水準で決定されるため、 Q_i と P_i は同時に決定される。この同時方程式モデルにおいて、需要関数である(5)式を、2段階最小二乗法を用いて推定する。(5)式に含まれる内生変数の数は2個、他方、(5)式に含まれない外生変数の数は1個であるため、(5)式は適度識別可能である。 $\ln P_i$ を $\ln Y_i$ について解くと、

表21 アメリカ向け輸出上位3品目

1995年	タイ	インドネシア	マレーシア	フィリピン	韓国
第1位	8471 (28.68%)	4001 (13.21%)	8542 (26.46%)	8542 (25.69%)	8542 (28.68%)
第2位	8542 (7.60%)	6403 (7.82%)	8471 (14.03%)	6204 (4.37%)	8473 (9.89%)
第3位	0306 (6.98%)	2709 (5.58%)	8527 (8.75%)	1513 (4.26%)	8703 (6.85%)
2000年	タイ	インドネシア	マレーシア	フィリピン	韓国
第1位	8471 (14.28%)	8471 (4.86%)	8542 (21.32%)	8542 (29.24%)	8542 (18.35%)
第2位	8542 (7.81%)	6403 (4.16%)	8471 (18.22%)	8471 (17.23%)	8471 (12.12%)
第3位	0306 (5.87%)	4001 (4.02%)	8473 (13.58%)	8473 (3.65%)	8703 (12.00%)

(注) 括弧内の数字は、各国からのアメリカ向け輸出全体に占める各品目の割合を示している。

(資料) GTI社, *World Trade Atlas On-line* 版

$$(7) \ln P_i = a_1 + a_2 \ln Y_i + \nu_i$$

が得られる。この式を最小二乗法によって推定し、そのあてはめ値 $\ln \hat{P}_i$ を

$$(8) \ln \hat{P}_i = \hat{a}_1 + \hat{a}_2 \ln Y_i$$

から求める。次に、 $\ln \hat{P}_i$ を(5)式の $\ln P_i$ に代入した

$$(9) \ln Q_i = \alpha_{11} + \alpha_{12} \ln \hat{P}_i + u_{1i}^*$$

に最小二乗法を適用して、構造方程式の推定を行う。推定されたパラメータ α_{12} にマイナスを付与した $-\alpha_{12}$ が、ある財の価格弾力性となる。

ある財の需要量および供給量として、 i 国からのアメリカの輸入量を用いる。またある財の価格として、 i 国からのアメリカの輸入価格を用いる。推定に用いるデータは、輸入量および輸入価格については GTI 社の *World Trade Atlas* On-line 版より、1 人あたり GDP については、Penn World Table ver. 6.0 より入手した。

タイのアメリカ向け輸出品目の第 1 位である HS コード 8471 の品目について、1995 年における 2 段階最小二乗法による(9)式の推定結果は、

$$(10) \ln Q_i = 78.77 - 11.98 \ln \hat{P}_i, \quad R^2 = 0.392, s = 16.95$$

$$(1.82) (-1.66)$$

となる（ただし、括弧内の値は t 値である）。パラメータ α_{12} の推定値は -11.98 となり、10% 水準で有意となった。価格弾力性は 1 よりも大きいため、HS コード 8471 の品目は、価格弾力性が非常に高いことがわかる。同様に、他の品目についても 2 段階最小二乗法によりパラメータを推定し、それらを表にまとめたものが、表 22 である。HS コード 8542 については、輸入量および輸入価格のデータがなかったため、対象品目を細分化した 6 桁 HS コードでの輸入量および輸入価格のデータを用いて推定を行った。1995 年については、HS コード 8542 のなかで、輸入額の最も多かった HS コード 854211 の輸入量および輸入価格のデータを用いて推定を行った。同じ理由から、1995 年の HS コード 8527 については HS コード 852711 の、HS コード 6204 については HS コード 620462 の、2000 年の HS コード 8542 については HS コード 854213 の輸入量および輸入価格のデータを用いて推定を行った。なお、HS コード 8473 については、6 桁 HS コードを用いても、輸入量および輸入価格のデータがなかったため、推定を行うことができなかった。

表 22 の結果から、1995 年については HS コード 8703 と HS コード 6403 を除いて、価格弾力性の値はいずれも正で 1 よりも大きくなっており、価格弾力性が高かったことがわかる。タイについては、第 1 位の品目の価格弾力性値 (11.98) が正で 1 よりも大きく、10% 水準で有意であった。韓国については、第 3 位の品目の価格弾力性値 (-3.75) が負で、10% 水準で有意となって

表22 2段階最小二乗法による推定結果

年	HS コード	品目名	推定結果
1995	0306	甲殻類、蒸気または水煮による調理をした殻付きの甲殻類並びに甲殻類の粉、ミールおよびペレット	$\ln Q_i = 46.60 - 14.39 \ln \hat{P}_i$ (0.722) (-0.524) $R^2 = 0.046$
	1513	やし油、パーム核油およびババス油ならびにこれらの分別物	$\ln Q_i = 12.18 - 3.45 \ln \hat{P}_i$ (14.5) ** (-1.65) # $R^2 = 0.357$
	2709	石油および歴青油	$\ln Q_i = 153.46 - 49.17 \ln \hat{P}_i$ (0.423) (-0.384) $R^2 = 0.096$
	4001	天然ゴム、パラタ、グタペルカ、グアコール、チルク、その他これらに類する天然ガム	$\ln Q_i = 15.80 - 3.96 \ln \hat{P}_i$ (14.1) ** (-3.15) ** $R^2 = 0.483$
	620462	綿製の女子用のスーツ、アンサンブル、ジャケット、ブレザー、ドレス、スカート、キュロットスカート、ズボン、胸当てズボン、半ズボンおよびショーツ	$\ln Q_i = 7.92 - 0.20 \ln \hat{P}_i$ (2.26) * (0.251) $R^2 = 0.059$
	6403	履物	$\ln Q_i = 1.82 + 3.23 \ln \hat{P}_i$ (0.375) (1.92) # $R^2 = 0.018$
	8471	自動データ処理機械およびこれを構成するユニット並びに磁気式または光学式の読取機、データをデータ媒体に符号化して転記する機械および符号化したデータを処理する機械	$\ln Q_i = 78.77 - 11.98 \ln \hat{P}_i$ (1.82) # (-1.66) # $R^2 = 0.392$
	852711	録音装置付ラジオ(電池式)	$\ln Q_i = 21.90 - 2.69 \ln \hat{P}_i$ (4.72) ** (-2.98) ** $R^2 = 0.568$
	854211	デジタル集積回路	$\ln Q_i = 41.52 - 16.24 \ln \hat{P}_i$ (0.660) (-0.471) $R^2 = 0.372$
	8703	乗用自動車その他の自動車	$\ln Q_i = -29.86 + 3.75 \ln \hat{P}_i$ (-1.46) (1.69) # $R^2 = 0.021$
2000	0306	同上	$\ln Q_i = -108.89 + 48.97 \ln \hat{P}_i$ (-0.151) (0.169) $R^2 = 0.038$
	4001	同上	$\ln Q_i = 13.09 - 2.38 \ln \hat{P}_i$ (18.04) ** (-2.58) ** $R^2 = 0.528$
	6403	同上	$\ln Q_i = -13.78 + 8.40 \ln \hat{P}_i$ (-0.982) (1.712) # $R^2 = 0.002$
	8471	同上	$\ln Q_i = 51.97 - 7.36 \ln \hat{P}_i$ (3.58) ** (-3.07) ** $R^2 = 0.432$
	854213	モス型集積回路	$\ln Q_i = 8.02 + 3.51 \ln \hat{P}_i$ (2.03) * (1.30) $R^2 = 0.154$
	8703	同上	$\ln Q_i = -74.14 + 8.51 \ln \hat{P}_i$ (-1.04) (1.12) $R^2 = 0.081$

(注) 括弧内の数字は t 値である。また、**は 1% 水準、*は 5% 水準、#は 10% 水準で有意であることを意味する。

いた。前節の分析から、タイと韓国では通貨の減価に伴って、輸出価格も上昇していた。したがって、これらの品目に限っていえば、タイでは減価によってアメリカに対する貿易収支が悪化する可能性が高く、韓国では改善する可能性が高いといえる。他方、インドネシアについては、第1位の品目の価格弾力性値(3.96)が正で1よりも大きく、1%水準で有意となっていた。しかし第2位の品目については、価格弾力性値(-3.23)が負で、10%水準で有意となっていた。

2000年になってもHSコード8471とHSコード4001の価格弾力性値は1より大きいが、HSコード6403の価格弾力性値は負となっている。HSコード8471は、タイ、韓国、インドネシアのいずれにおいても、アメリカ向け輸出上位3品目以内に入っている。インドネシアについては、価格弾力性の高いHSコード4001も第3位に入っているが、同時に価格弾力性値が負であるHSコード6403も第2位に入っている。

6. まとめ

異時点間の予算制約を満たすためには、将来の経常収支黒字の和が、現在の対外債務と、少なくとも等しくなる必要がある。本稿では、タイ、インドネシア、マレーシア、フィリピン、韓国の5か国における、予算制約を満たすための、為替政策の有効性を検討した。

タイでは、為替政策は部分的に有効であると考えられる。その理由として、第1に、パーツの円に対する減価(増価)と貿易収支の改善(悪化)との関係が認められたこと、第2に、パーツが円に対して減価(増価)したとき、タイでの輸入価格は、同時に上昇(低下)し、輸入数量は同時に減少(増加)していたことが挙げられる。しかし、パーツの米ドルに対する減価(増価)と輸出価格の上昇(低下)との関係は認められたものの、輸出数量の増加(減少)や貿易収支の改善(悪化)との関係は認められなかった。タイのアメリカ向け輸出の第1位品目(HS8471)は、1995年と2000年においてともに価格弾力性が1よりも大きいという結果が得られた。そのため、米ドルに対するパーツの減価に伴う輸出価格の上昇は、同国の貿易収支を悪化させる可能性が高い。

インドネシアでは、通貨ルピアの米ドルに対する減価(増価)および円に対する減価(増価)と、貿易収支の改善(悪化)との関係が認められたため、為替政策は有効であると考えられる。米ドルに対するルピアの減価(増価)と輸出数量の増加(減少)との関係は認められなかったものの、輸出価格の低下(上昇)との関係が認められた。インドネシアのアメリカ向け輸出の1995年における第1位品目(HS4001)と2000年における第1位品目(HS8471)と第3位品目(HS4001)の価格弾力性はいずれも1よりも大きいという結果が得られたが、1995年と2000年の第2位品目(HS6403)については価格弾力性が負になるという結果が得られた。

マレーシアでは、通貨リンギの米ドルに対する減価(増価)、あるいは円に対する減価(増価)と貿易収支の改善(悪化)との関係は認められず、為替政策は有効でないと考えられる。

フィリピンでは、通貨フィリピン・ペソの円に対する減価(増価)と貿易収支の悪化(改善)

との関係が認められるため、為替政策は有効ではないばかりか、かえって好ましくないと考えられる。フィリピン・ペソが円に対して減価（増価）したとき、フィリピンの輸入価格は、同時に上昇（低下）していたが、減価（増価）と輸入数量の減少（増加）との関係は認められなかった。

韓国では、為替政策は有効であると考えられる。通貨ウォンの米ドルに対する減価（増価）、あるいは円に対する減価（増価）と貿易収支の改善（悪化）との関係が認められた。ウォンが米ドルに対して減価（増価）したとき、また、円に対して減価（増価）したとき、韓国での輸出入価格が同時に上昇（低下）していた他、輸入数量が同時に減少（増加）していた。韓国のアメリカ向け輸出の1995年における第3位品目（HS8703）の価格弾力性は負であったが、2000年における第2位品目（HS8471）の価格弾力性は1よりも大きいという結果が得られた。

次に、輸出先として、タイ、マレーシア、フィリピン、韓国では第1位、インドネシアでは第2位のアメリカ向け輸出財の価格弾力性を推計した。1995年および2000年について、各国上位3品目について推計を行ったところ、1995年についてはHSコード1513（フィリピンの第3位品目）、HSコード4001（インドネシアの第1位品目）、HSコード8471（タイの第1位、マレーシアの第2位品目）、HSコード852711（マレーシアの第3位品目）について、価格弾力性が1よりも大きいという結果が得られた。そしてHSコード6403（インドネシアの第2位品目）とHSコード8703（韓国の第3位品目）については、価格弾力性が負になるという結果が得られた。

そして2000年になると、HSコード4001（インドネシアの第3位品目）とHSコード8471（タイとインドネシアの第1位、マレーシア、フィリピン、韓国の第2位品目）について、価格弾力性が1よりも大きいという結果が得られた。そして、HSコード6403（インドネシアの第2位品目）については、価格弾力性が負になるという結果が得られた。

（投稿受付日2003年8月29日、採択決定日2003年11月12日）

注

- (1) 標本数が250のとき、片側1%点は-3.99、5%点は-3.43、10%点は-3.13となる。標本数が500のとき、順に、-3.98、-3.42、-3.13となる（Fuller（1976）参照）。

参考文献

- Fuller, Wayne A. 1976. *Introduction to Statistical Time Series*. John Wiley & Sons.
- Leonard, Greg and Stockman, Alan, C. 2001. Current Accounts and Exchange Rates: A New Look at the Evidence, *NBER Working Paper* 8361.
- Obstfeld, Maurice and Rogoff, Kenneth 1996. *Foundation of International Macroeconomics*. MIT Press.
- Van Wijnbergen, Sweder. 1986. Exchange Rate Management and Stabilization Policies in Developing Countries, in Sebastian Edwards and Liaquant Ashmed, eds., *Economic Adjustment and Exchange Rate in Developing Countries*. University of Chicago Press: 17-38.
- Zhang, Zhaoyong. 1996. The Exchange Value of the Renminbi and China's Balance of Trade: an Empirical Study. *NBER Working Paper* 5771.
- 横溝えりか. 1998. 「異時点間の予算制約と外資依存型経済発展の限界—東アジアを例にとって—」『早稲田商